

Efekt redystrybucyjny świadczeń rodzinnych w Polsce – wykorzystanie monetarnych i wielowymiarowych wskaźników zamożności

Adam Szulc^a

Streszczenie. Celem badania omawianego w artykule jest ocena wpływu świadczeń rodzinnych oraz zachodzących w nich zmian na rozkład zamożności gospodarstw domowych w Polsce. Główne pytanie badawcze brzmiało: co ma większy wpływ na analizowane efekty – relatywna wielkość świadczeń rodzinnych czy ich regresywny charakter (oznaczający, że relatywna wielkość świadczeń maleje wraz ze wzrostem dochodu świadczeniobiorców)? Aby na nie odpowiedzieć, zastosowano dekompozycję Kakwaniego, która pozwoliła rozłożyć łączny efekt na dwa wyżej wymienione składniki. Jako miary zamożności przyjęto trzy rodzaje dochodu ekwiwalentnego: dochód deklarowany przez gospodarstwa domowe, dochód deklarowany powiększony o pozostałość gotówki z poprzedniego miesiąca i dochód skorygowany za pomocą niemonetarnych wyznaczników zamożności oraz wskaźnik wielowymiarowy. Badanie oparto na danych za lata 2015–2020, uzyskanych z kolejnych edycji badania budżetów gospodarstw domowych realizowanego przez Główny Urząd Statystyczny. Analizowano więc również okres przed wprowadzeniem w 2016 r. programu „Rodzina 500 plus” i uwzględniono takie zmiany, jak rezygnacja w 2019 r. z kryterium dochodowego przy przyznawaniu świadczenia „500 plus” na pierwsze dziecko.

Wyniki z przeprowadzonych analiz wskazują, że główny wpływ na efekt redystrybucyjny ma relatywna wielkość świadczeń, a ich regresywność odgrywa drugorzędą rolę. Porównanie obliczeń dla czterech wskaźników zamożności gospodarstw domowych prowadzi do wniosku, że wybór metody oceny zamożności nie ma istotnego wpływu na ocenę efektu redystrybucyjnego świadczeń rodzinnych, co różni wyniki niniejszego badania od rezultatów niektórych innych badań wykorzystujących monetarne i wielowymiarowe wskaźniki zamożności.

Słowa kluczowe: efekt redystrybucyjny świadczeń, świadczenia rodzinne, gospodarstwa domowe, dochód, zamożność

JEL: D31, I38, H53

Redistributive effect of family benefits in Poland as measured by monetary and multidimensional wealth indicators

Abstract. The aim of the study discussed in the article is the evaluation of the impact of family benefits and their modifications on the household wealth distribution. The key research question reads: which of the two characteristics of the benefits – their relative size or regressive character (i.e. the volume of benefits decreasing while the recipient's income grows) – is more conducive to the analysed effects? The Kakwani decomposition, which makes it possible to split the total effect into the two above-mentioned components, was adopted to answer the research question. As wealth measures, the study employed three kinds of equivalent income, i.e. income

^a Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Kolegium Analiz Ekonomicznych, Instytut Statystyki i Demografii, Polska / SGH Warsaw School of Economics, Collegium of Economic Analysis, Institute of Statistics and Demography, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2646-2468>. E-mail: aszulc@sgh.waw.pl.

declared by households, income declared by households plus money remaining from the previous month and income corrected by means of non-monetary wealth determinants, as well as the multidimensional indicator. The study was based on data for 2015–2020, drawn from subsequent editions of Statistics Poland's Household Budget Survey. Therefore, a period before the launch of the 'Family 500 plus' programme in 2016 was analysed, and modifications, such as waiving in 2019 the income criterion for granting the benefit for the first child, were taken into account.

The results of the analyses demonstrate that the redistributive effect of the benefits was mostly affected by the relative size of the benefits, while their regressivity played a secondary role. The comparison of the computations for four wealth indicators leads to the conclusion that the selection of the method of evaluating the wealth of households does not significantly impact the assessment of the redistributive effect of family benefits, which stands in opposition to some other studies employing monetary and multidimensional wealth indicators.

Keywords: redistribution effect of benefits, family benefits, households, income, wealth

1. Wprowadzenie

Świadczenia rodzinne obejmują transfery o charakterze socjalnym, na które składają się m.in. zasiłki rodzinne (w tym macierzyński i z tytułu opieki nad dzieckiem), zapomogi z tytułu urodzenia dziecka oraz świadczenia wychowawcze (w tym świadczenia z programu „Rodzina 500 plus”; dalej: „500 plus”). Mają one zdecydowanie najwyższą wartość ze wszystkich rodzajów bezpośrednich świadczeń o charakterze socjalnym w Polsce. Z badania budżetów gospodarstw domowych (BBGD) prowadzonego przez Główny Urząd Statystyczny wynika, że średni udział tych świadczeń w łącznych dochodach gospodarstw domowych wynosił od 1,8% w 2015 r. do 7,6% w 2020 r.¹ Z tego względu ocena ich efektów jest istotna z punktu widzenia przyszłej optymalizacji systemu świadczeń społecznych.

W ramach badania omawianego w niniejszym artykule przeprowadzono analizę wpływu świadczeń rodzinnych na rozkład zamożności gospodarstw domowych, zdefiniowanej zarówno w ujęciu monetarnym (dochodowym), jak i wielowymiarowym, czyli z uwzględnieniem składników pozadochodowych. Główne pytanie badawcze brzmiało: co ma większy wpływ na analizowane efekty – relatywna wielkość świadczeń rodzinnych czy ich regresywny charakter (co należy rozumieć tak, że relatywna wielkość świadczeń maleje wraz ze wzrostem dochodu świadczeniobiorców)? Dodatkowo zbadano wpływ zastosowanej metody oceny zamożności na uzyskane wyniki. Badanie objęło lata 2015–2020, a więc okres, w którym w systemie świadczeń rodzinnych nastąpiły znaczące zmiany:

- w kwietniu 2016 r. wprowadzono bezwarunkowe świadczenie „500 plus” na drugie i kolejne dziecko oraz na pierwsze dziecko w zależności od spełniania kryterium dochodowego;
- od 1 lipca 2019 r. nie stosuje się już kryterium dochodowego przy przyznawaniu świadczenia „500 plus” na pierwsze dziecko;

¹ Obliczenia własne na podstawie danych indywidualnych.

- rosnąca od 2016 r. inflacja spowodowała spadek realnej wartości „500 plus” o 9,6%, czyli o 44 zł, do 2020 r.

Omawiane badanie jest kontynuacją wcześniejszej analizy (Szulc, 2019), w której oceniono efektywność pieniężnych świadczeń społecznych w ograniczaniu ubóstwa dochodowego i wielowymiarowego. Wykazano w niej m.in. wpływ metody oceny zamożności gospodarstw domowych (dochód ekwiwalentny lub wskaźnik wielowymiarowy) na uzyskane wyniki. Ustalono, że posługiwanie się wyłącznie dochodem miesięcznym deklarowanym przez gospodarstwa domowe może doprowadzić do mylnych wniosków (np. pozorny wzrost głębokości ubóstwa wielowymiarowego w efekcie otrzymywania transferów) będących skutkiem błędów w danych. W niniejszym badaniu postawiono następujące pytania:

1. W jakim stopniu pieniężne świadczenia rodzinne wpłynęły na zmiany rozkładu zamożności?
2. Czy efekty świadczeń zmieniały się w latach 2015–2020?
3. Czy metoda oceny zamożności gospodarstwa domowego ma wpływ na otrzymane oceny dekompozycji tych efektów?
4. Czy ewentualne błędy w danych o dochodach deklarowanych przez gospodarstwa domowe mogą wpływać na ocenę efektu redystrybucyjnego świadczeń?

2. Metoda badania

Badanie przeprowadzono na podstawie danych indywidualnych z BBGD (krótkie omówienie – zob. Szulc, 2019; informacje metodyczne – zob. GUS, 2018) za lata 2015–2020, dotyczących m.in. dochodów w podziale na kategorie, subiektywnej oceny sytuacji materialnej dokonywanej przez gospodarstwa domowe oraz oceny warunków mieszkaniowych i wyposażenia gospodarstw w środki trwałe. Dane te zostały wykorzystane do konstrukcji wskaźników zamożności: monetarnych i wielowymiarowego.

2.1. Wskaźniki monetarne

Podstawowym miernikiem zamożności w rozumieniu monetarnym jest dochód ekwiwalentny gospodarstw domowych (z zastosowaniem skal OECD 70/50, które wydają się bardziej adekwatne do polskich warunków niż skale 50/30 wykorzystywane w najbogatszych krajach²). W omawianym badaniu wykorzystano miesięczny dochód ekwiwalentny w trzech postaciach (rodzajach), a mianowicie:

- dochód deklarowany przez gospodarstwa domowe (dalej: dochód);
- dochód deklarowany powiększony o pozostałość gotówki z poprzedniego miesiąca (dalej: dochód plus gotówka); zastosowanie tego miernika ma na celu ograniczenie wpływu sezonowości na pomiar zamożności;

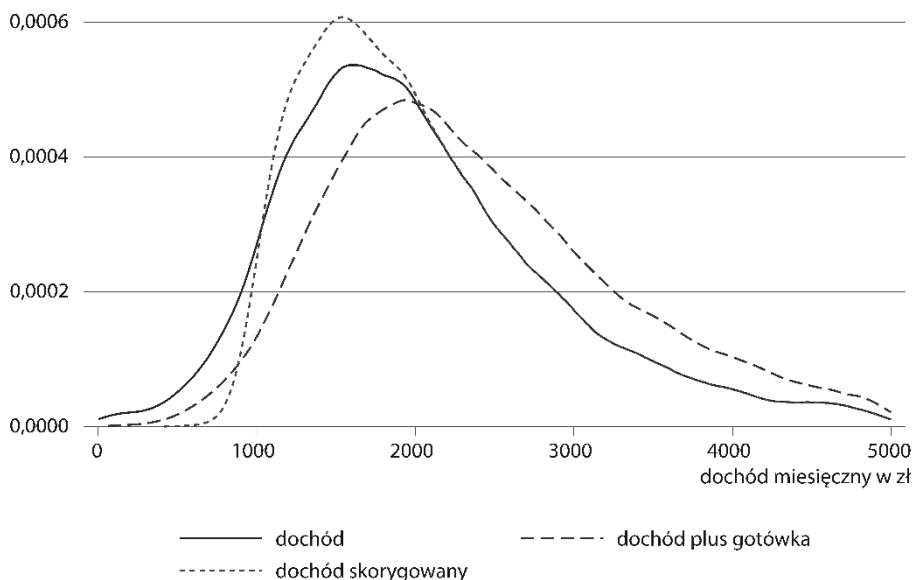
² Skale 70/50 prawdopodobnie zawyżają koszty utrzymania osób dorosłych, lecz skale 50/30 je zaniżają, a stopień tego zaniżenia jest większy niż w przypadku zawyżenia przy zastosowaniu skal 70/50 (Szulc, 2009, 2014).

- dochód deklarowany skorygowany za pomocą metody imputacji danych (dalej: dochód skorygowany) w taki sposób, że wartości uznane za niedokładne zostały zastąpione oszacowaniami dochodu na podstawie danych uznanych za dokładniejsze.

Problem niedokładności danych o dochodach pochodzących z BBGD był sygnalizowany przez Szulca (2019, s. 19–20). W przypadku niektórych gospodarstw domowych polega on na znacznej rozbieżności między dochodem deklarowanym a poziomem zamożności oszacowanym przy użyciu składników niemonetarnych. Oszacowania te są uzyskiwane jako funkcja wskaźników zamożności innych niż dochód (takich jak powierzchnia mieszkania przypadająca na osobę, miesięczny udział wydatków na dobra podstawowe i luksusowe, ocena stopnia zaspokojenia potrzeb itp.), co do których można założyć wyższą dokładność danych i większą stabilność w czasie. W przypadku rozbieżności między dochodem deklarowanym a dochodem oszacowanym (imputowanym) przekraczających 50% wartości dochodu deklarowanego, w analizach wykorzystywany jest dochód oszacowany. Szczegółowe omówienie metod imputacji dochodów przedstawił Szulc (2022, s. 4–5).

Wykres 1 ilustruje rozkłady trzech wyżej wymienionych rodzajów dochodu w 2018 r. (rozkłady w innych latach objętych badaniem są podobne).

Wykr. 1. Rozkłady trzech rodzajów dochodu ekwiwalentnego gospodarstw domowych w 2018 r.



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BBGD.

2.2. Wielowymiarowy wskaźnik zamożności

Wielowymiarowe podejście do oceny zamożności, a w szczególności do ubóstwa i nierówności, jest traktowane we współczesnej literaturze ekonomicznej jako oczywiste (Alkire, 2018; Kakwani i Silber, 2008; Panek, 2020; Sen, 1992; Vollmer i Alkire, 2022). Pozwala ono uwzględnić inne niż dochód, i w zasadzie dowolne, czynniki wpływające na poziom życia.

W omawianym badaniu wielowymiarowy wskaźnik zamożności obejmuje trzy składniki: dochód ekwiwalentny, subiektywną ocenę sytuacji materialnej oraz ocenę warunków mieszkaniowych i wyposażenia mieszkania (jakość mieszkania, jego powierzchnia, instalacje, wyposażenie w sprzęty i dobra trwałe). Szczegółowa lista zmiennych, za pomocą których wyrażane są omawiane składniki, jest prawie identyczna z listą użytą przez Szulca (2019), ale w porównaniu z tamtym badaniem zmodyfikowany został sposób obliczania wskaźnika zamożności. W niniejszym badaniu wykorzystano bowiem koncepcję ubóstwa wielowymiarowego stworzoną przez Cheliego i Lemmiego (1995), która bazuje na teorii zbiorów rozmytych. Wskaźnik ubóstwa przyjmuje wartości z przedziału $[0; 1]$, więc poprzez odjęcie go od 1 można uzyskać wskaźnik zamożności. Składnik dochodowy jest wyrażany za pomocą pojedynczej zmiennej, a pozostałe dwa składniki są agregatami obejmującymi 3 zmienne w przypadku subiektywnej oceny sytuacji materialnej i 12 zmiennych w przypadku oceny warunków mieszkaniowych i wyposażenia.

Jeżeli na najniższym poziomie agregacji zmienna wchodząca w skład wskaźnika wielowymiarowego jest binarna (np. posiadanie lodówki, dostęp do bieżącej ciepłej wody), to wskaźnik przyjmuje wartość 1, gdy spełnione jest kryterium ubóstwa, i 0 w przeciwnym wypadku. Jeżeli zmienna jest ciągła lub porządkująca (np. dochód, powierzchnia mieszkania, subiektywna ocena własnej sytuacji materialnej), wówczas jej wartość jest transponowana za pomocą metody zaproponowanej przez Cheliego i Lemmiego (1995), określanej mianem *totally fuzzy and relative* (dalej: TFR). Na pierwszym etapie dla każdej zmiennej wyznacza się (najczęściej arbitralnie) przedział $[y^*, y^{**}]$. Gospodarstwo (lub osoba) jest uważane za ubogie, jeżeli stosowna zmienna y spełnia warunek $y < y^*$, oraz nieubogie, jeżeli $y > y^{**}$. Pozostałe jednostki można uznać za „częściowo ubogie”, o różnym stopniu przynależności do sfery ubóstwa. W przypadku jednostek spełniających warunek $y < y^*$ wskaźnik ubóstwa przyjmuje wartość 1, a w przypadku spełniających warunek $y > y^{**}$ – wartość 0. Przykładowo w niniejszym badaniu dla dochodu ekwiwalentnego przyjęto y^* równe indeksowanemu minimum egzystencji z 2015 r. (546 zł/mies.), a y^{**} równe trzykrotności minimum socjalnego (3214 zł/mies.). Obie wielkości zostały wyznaczone przez Instytut Pracy i Spraw Socjalnych (2022). Co się tyczy powierzchni mieszkania wyrażanej w metrach kwadratowych na osobę, to dolną granicę przedziału stanowi piąty centyl, a górną – dzie-

więćdziesiąty piąty centyl. Pozostałe zmienne niebinarne mają charakter porządkujący, zatem wskaźnik ubóstwa przyjmuje wartość 1 w przypadku sytuacji najgorszej, a 0 – w przypadku najlepszej. Dla nich oraz dla zmiennych ciągłych wartości wskaźnika ubóstwa i -tej jednostki odpowiadające zmiennej $y \in [y^*; y^{**}]$ są obliczane za pomocą następującej funkcji TFR :

$$p_i = p(y_i) = \begin{cases} 0 & \text{jeżeli } y_i > y^{**}, \\ p(y_{i-1}) + \frac{F(y_i) - F(y_{i-1})}{1 - F(y^*)} & \text{jeżeli } y_i \in [y^*, y^{**}], \\ 1 & \text{jeżeli } y_i < y^*, \end{cases} \quad (1)$$

gdzie F jest empiryczną dystrybuantą zmiennej y .

Tak zdefiniowany wskaźnik przyjmuje wartości z przedziału $[0; 1]$. Ponieważ jednak badanie ma na celu porównanie zmian wielkości absolutnych między latami, w przypadku dochodów i powierzchni mieszkania zastosowano stałe wartości wyznaczające przedział $[y^*; y^{**}]$ (posłużono się wartościami za 2015 r.). Tym samym powyższy wskaźnik przestaje być wielkością czysto relatywną i nie zależy wyłącznie od rozkładu zamożności w danym roku.

Jak już wspomniano, w przypadku dwóch z trzech wyżej wymienionych składników wskaźnika wielowymiarowego (bo nie dotyczy to dochodu ekwiwalentnego) należy dokonać agregacji. System wag zaproponowany przez Cheliego i Lemmiego (1995) opiera się na założeniu, że ważność danego symptomu ubóstwa jest tym większa, im mniej jest on powszechny. Przykładowo brak lodówki należy uznać za bardziej dotkliwy niż brak klimatyzacji. Wykorzystane w omawianym badaniu wagi w przypisane j -emu składnikowi na najniższym poziomie agregacji są obliczane następująco:

$$w_j = \ln \left(\frac{1}{\bar{H}_j} \right), \quad (2)$$

gdzie $\bar{H}_j$ oznacza częstość występowania jednostek uznanych za ubogie w ramach j -ego składnika.

Na wyższym poziomie agregacji, przy łączeniu dochodu oraz wyrażonych skalarami: subiektywnej oceny sytuacji materialnej i oceny warunków mieszkaniowych i wyposażenia w jeden końcowy wskaźnik, zastosowano arbitralne wagi, odpowiednio: 0,5, 0,25 i 0,25. Użycie metody ważenia Cheliego i Lemmiego oznaczałoby, że wszystkie trzy wymiary są uznane za równoważne.

2.3. Dekompozycja redystrybucyjnego efektu świadczeń

Redystrybucyjny efekt świadczeń jest mierzony jako różnica między hipotetyczną wartością indeksu Giniego, jaką uzyskano by poprzez odjęcie wartości tych świadczeń od dochodów gospodarstw domowych, i indeksem obliczonym na podstawie danych rzeczywistych. W omawianym badaniu efekty te obliczono dla wszystkich trzech rodzajów dochodu ekwiwalentnego oraz dla wielowymiarowego wskaźnika zamożności (w postaci wskaźnika ubóstwa odjętego od 1). Obliczenie efektu dla tego ostatniego wskaźnika wymaga wstępnego oszacowania modelu regresji, w którym zmienną objaśnianą jest wartość wskaźnika wielowymiarowego, a zmienne objaśniające tworzy funkcja kwadratowa dochodu. W omawianym badaniu wykorzystano jedynie dochód skorygowany, ponieważ wyniki uzyskane z użyciem dochodu w postaci bezpośredniej deklarowanej przez gospodarstwa, a więc najprawdopodobniej obciążonej błędami, mogą być niewiarygodne (np. zmniejszenie się głębokości ubóstwa po odjęciu świadczeń; zob. Szulc, 2019, 2022).

Obliczony w powyższy sposób efekt łączny został rozłożony dla każdego roku na trzy składniki: efekt relatywnej (odniesionej do pozostałych dochodów) wielkości świadczeń, efekt regresywności świadczeń (jednostki mniej zamożne otrzymują ich więcej) i efekt zmiany rankingu zamożności w wyniku otrzymania świadczeń. W tym celu wykorzystano dekompozycję efektu (R) zaproponowaną przez Kakwaniego (1984):

$$R = \frac{w}{1-w} |K| + D, \quad (3)$$

gdzie:

w – iloraz łącznej wartości świadczeń i łącznych dochodów przed otrzymaniem świadczeń (w przypadku wskaźnika wielowymiarowego jest to iloraz zmiany wartości sumy wskaźników indywidualnych po dodaniu świadczeń i sumy wskaźników otrzymanych po odjęciu świadczeń),

K – wskaźnik Kakwaniego, czyli wskaźnik progresywności lub regresywności świadczeń (przyjmuje wartość 0, jeżeli udział świadczeń w dochodach wszystkich gospodarstw jest jednakowy, i wartość ujemną, jeżeli świadczenia mają charakter regresywny),

D – efekt zmiany rankingu zamożności, obliczany jako różnica między współczynnikiem koncentracji³ dla świadczeń i indeksem Giniego dla łącznych dochodów.

³ Jego krótkie omówienie teoretyczne wraz z przykładami zastosowań można znaleźć w artykule Szulca (2019).

Składnik $\frac{w}{1-w}|K|$ jest określany mianem wskaźnika redystrybucji wertykalnej, a składnik D – mianem wskaźnika redystrybucji horyzontalnej. Warto dodać, że przedstawiona metoda dekompozycji może być wykorzystana również do oceny efektu redystrybucyjnego podatków, a także podatków i świadczeń jednocześnie (Jenkins, 1988; Lambert, 1985). Do obliczeń na potrzeby omawianego badania zastosowano algorytm STATA stworzony przez Peichla i van Kerma (2007).

W badaniu wykorzystano również zaproponowaną przez Héraulta i Jenkinsa (2022) metodę pozwalającą porównać siłę oddziaływania zmian wielkości świadczeń i zmian stopnia ich regresywności na zmiany łącznego efektu redystrybucyjnego. W tym celu wyznaczono dwa dodatkowe, hipotetyczne trendy opisujące zmiany łącznego efektu redystrybucyjnego przy założeniu, alternatywnie, stałej relatywnej wielkości świadczeń, czyli zmiennej w z równania (3), oraz stałej wartości wskaźnika Kakwaniego, czyli K z równania (3). Innymi słowy, metoda ta pozwala stwierdzić, który z czynników wywierał większy wpływ na zmiany łącznego efektu redystrybucyjnego świadczeń. W obu przypadkach przyjęto stałą wartość składnika D .

3. Wyniki badania

3.1. Zamożność i świadczenia rodzinne: wartości przeciętne i nierówności

W tabl. 1 przedstawiono przeciętne wartości wskaźników zamożności i ich składowych oraz oceny nierówności w postaci wartości indeksu Giniego. Dochód ekwiwalentny został wyrażony w cenach stałych z 2015 r. Jednostką są tutaj osoby, przy założeniu że dochody gospodarstw domowych są równo dzielone między ich członków. Wspólną cechą wszystkich kategorii stanowi dość znaczący wzrost przeciętnych wartości w latach 2016 i 2017. Zjawisko to łatwo wytłumaczyć wprowadzeniem świadczenia „500 plus” w kwietniu 2016 r. W przypadku większości kategorii także w kolejnych latach obserwowano wzrost. Wyjątkiem była subiektywna ocena sytuacji materialnej, której przeciętna wartość w 2018 r. spadła poniżej poziomu z 2015 r. Wprowadzeniu świadczenia „500 plus” towarzyszyło również zmniejszenie się nierówności, co można wytłumaczyć regresywnym charakterem dystrybucji tego świadczenia. Po znacznym zmniejszeniu się w 2016 r. nierówności utrzymywały się na względnie stabilnym poziomie, z wyjątkiem subiektywnej oceny sytuacji materialnej – w jej wypadku w 2018 r. nastąpił wzrost nierówności, a wartość indeksu Giniego utrzymywała się blisko poziomu z 2015 r.

Tabl. 1. Miesięczne dochody ekwiwalentne^a oraz wielowymiarowy wskaźnik zamożności: wartości przeciętne i nierówności

Lata	Dochód		Dochód plus gotówka		Dochód skorygowany		Wskaźnik wielowymiarowy							
							ogółem		dochód		ocena warunków mieszkaniowych i wyposażenia mieszkania		subiektywna ocena sytuacji materialnej	
	średnia w zł	indeks Gi-niego	średnia w zł	indeks Gi-niego	średnia w zł	indeks Gi-niego	średnia	indeks Gi-niego	średnia	indeks Gi-niego	średnia	indeks Gi-niego	średnia	indeks Gi-niego
2015	1772	0,303	2111	0,302	1810	0,281	0,652	0,166	0,514	0,333	0,918	0,054	0,669	0,146
2016	1906	0,281	2266	0,282	1944	0,261	0,661	0,160	0,530	0,330	0,922	0,051	0,671	0,140
2017	2027	0,277	2429	0,277	2064	0,257	0,669	0,156	0,541	0,326	0,929	0,046	0,674	0,134
2018	2122	0,278	2549	0,277	2165	0,256	0,671	0,157	0,550	0,323	0,931	0,043	0,655	0,143
2019	2239	0,275	2691	0,273	2289	0,252	0,676	0,156	0,559	0,320	0,935	0,040	0,651	0,147
2020	2312	0,283	2761	0,275	2380	0,252	0,683	0,155	0,559	0,319	0,958	0,029	0,653	0,145

a W cenach stałych z 2015 r.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BBGD.

Tabl. 2. Charakterystyki świadczeń rodzinnych: wartości przeciętne absolutne^a i relatywne oraz współczynnik koncentracji

Lata	Średnia wartość świadczeń w zł		Udział w dochodzie w %		Odsetek świadczeniobiorców	Współczynnik koncentracji			
	ogółem	wśród świadczeniobiorców	ogółem	wśród świadczeniobiorców		dochód	dochód plus gotówka	dochód skorygowany	wskaźnik wielowymiarowy
2015	33	206	1,8	17,7	10,1	-0,251	-0,261	-0,270	-0,302
2016	92	337	4,8	20,9	16,7	-0,145	-0,165	-0,166	-0,190
2017	129	351	6,4	19,3	22,4	-0,164	-0,181	-0,184	-0,194
2018	124	344	5,9	18,2	21,3	-0,176	-0,192	-0,197	-0,212
2019	149	344	6,7	16,6	25,5	-0,124	-0,134	-0,140	-0,150
2020	180	337	7,8	15,2	33,0	-0,080	-0,097	-0,926	-0,096

a W cenach stałych z 2015 r.

Uwaga. Wartość świadczeń jest podzielona przez skalę ekwiwalentności. Wielkości „wśród świadczeniobiorców” dotyczą gospodarstw, w których przynajmniej jedna osoba otrzymuje świadczenie.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BBGD.

W tabl. 2 przedstawiono podstawowe charakterystyki świadczeń rodzinnych. W odróżnieniu od statystyk zaprezentowanych w tabl. 1 jednostką są tutaj gospodarstwa domowe, ponieważ w bazie danych nie przypisuje się świadczeń do konkretnych osób. W latach 2016 i 2017 nastąpił skokowy wzrost przeciętnej wartości świadczeń. Podobne zjawisko wystąpiło w 2019 r., ale tylko w przypadku średniej dla całej próby. Średnia realna wartość świadczeń wśród świadczeniobiorców pozostała na tym samym poziomie co w 2018 r., a w 2020 r. zmalała. Było to spowodowane rezygnacją z kryterium dochodowego przy przyznawaniu świadczenia „500 plus” na pierwsze dziecko od 1 lipca 2019 r. W efekcie nastąpił wzrost liczby świadczeniobiorców, podczas gdy realna wartość świadczenia nieznacznie zmniejszyła się z powodu inflacji (wynoszącej 2,3% w 2019 r. i 3,4% w 2020 r.). Spadek udziału świadczeń rodzinnych w łącznych dochodach gospodarstw domowych (najwyższa wartość została osiągnięta w 2016 r., najniższa – w 2020 r.) wynikał przede wszystkim ze wzrostu przeciętnej wartości dochodów (zob. tabl. 1). Wpływ inflacji miał tutaj mniejsze znaczenie. Konsekwencją wyżej wymienionych zmian był ponadtrzykrotny wzrost (z 10,1% do 33%) odsetka gospodarstw pobierających świadczenia rodzinne w okresie 2015–2020.

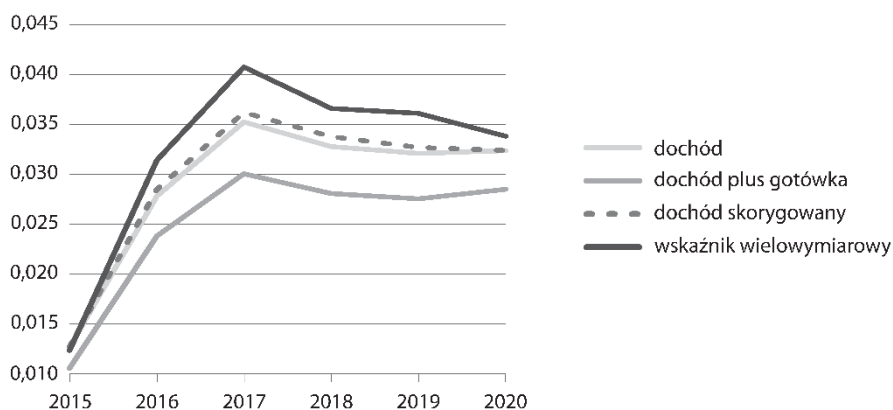
Wartości współczynnika koncentracji (tabl. 2) obrazują trzy zjawiska. Po pierwsze ich ujemny znak wskazuje, że dla wszystkich wskaźników zamożności i wszystkich lat świadczenia rodzinne miały charakter regresywny, czyli były negatywnie skorelowane z zamożnością odbiorców, pomimo rezygnacji z kryterium dochodowego przy przyznawaniu świadczenia „500 plus” na pierwsze dziecko w 2019 r. Po drugie znaczne spadki wartości absolutnych w 2016 r. oraz w latach 2019 i 2020 wynikały z ograniczania lub rezygnacji z kryterium dochodowego w przypadku tego świadczenia. Ujemne wartości współczynnika koncentracji nawet w 2020 r. wskazują, że inne świadczenia rodzinne były uwarunkowane zamożnością gospodarstw i regresywne. Po trzecie najniższe wartości absolutne są obserwowane w przypadku dochodów deklarowanych przez gospodarstwa, a najwyższe – przy zastosowaniu wskaźnika wielowymiarowego. Zjawisko to może sugerować, że instytucje przyznające świadczenia rodzinne opierają swoje decyzje nie tylko na bieżącym dochodzie deklarowanym przez gospodarstwa, lecz także na innych kryteriach oceny zamożności. Może to być spowodowane również tym, że przy przyznawaniu świadczeń uwzględniany jest dochód roczny, a więc pozbawiony wpływu sezonowości.

3.2. Redystrybucyjny efekt świadczeń

Łączny efekt świadczeń jest obliczany jako różnica między hipotetyczną (powstałą po odjęciu wartości świadczeń od dochodów) i rzeczywistą wartością indeksu Giniego. Na wyk. 2 przedstawiono zmiany tego efektu w analizowanym okresie. Widać, że niezależnie od tego, który wskaźnik zamożności został użyty do obliczeń, zmiany

wykazują podobną charakterystykę: silny wzrost w latach 2015–2017 i łagodniejszy spadek lub stabilizację w późniejszym okresie. Wzrost efektu wynika ze znacznego zwiększenia wartości tych świadczeń, a późniejszy spadek – ze zmniejszenia ich relatywnej wartości, spowodowanego zarówno wzrostem łącznych dochodów, jak i spadkiem realnej wartości świadczeń na skutek inflacji. Najwyższe wartości efektu są obserwowane w przypadku zastosowania wskaźnika wielowymiarowego, co współgra z najwyższymi wartościami współczynnika koncentracji (zob. tabl. 2). Wartości absolutne wskaźników monetarnych i wskaźnika wielowymiarowego nie powinny jednak być porównywane bezpośrednio, ponieważ w celu oceny wpływu zmian dochodu na zmiany wskaźnika wielowymiarowego wykorzystano oszacowania modelu regresji, a nie wielkości obserwowalne.

Wykr. 2. Efekt redystrybucyjny świadczeń rodzinnych (w jednostkach indeksu Giniego)

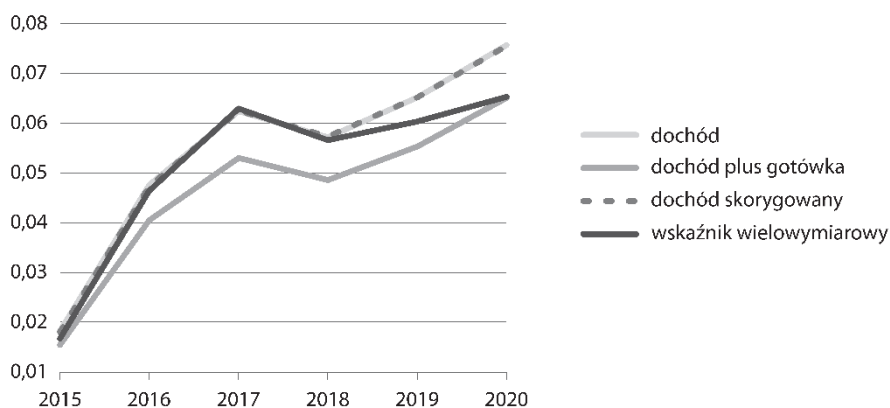


Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BBGD.

Posługując się dekompozycją Kakwaniego (3), można z łącznego efektu świadczeń wyodrębnić efekt ich relatywnej wielkości, efekt ich progresywności lub (jak w omawianym badaniu) regresywności oraz efekt zmiany rankingu zamożności. Ten ostatni stanowi swego rodzaju resztę w dekompozycji i nie jest interpretowalny tak intuicyjnie jak pierwsze dwa. Wartości wszystkich efektów w latach 2015–2020 zaprezentowano na wykry. 3–5, na których oś rzędnych przedstawia wartości danego składnika po prawej stronie równania (3).

Wykres 3 ilustruje zmiany wpływu relatywnej wielkości świadczeń, czyli udziału w dochodzie świadczeniobiorców niezawierającym tych świadczeń – co wyraża $\frac{w}{1-w}$ w równaniu (3), na łączny efekt. Do 2017 r. włącznie przebieg zmian był niemal identyczny jak w przypadku efektu łącznego, jednak po spadku w 2018 r. nastąpił wzrost i w 2020 r. zostały osiągnięte wartości najwyższe. Stało się tak, mimo że udział świadczeń w dochodach świadczeniobiorców zmalał (zob. tabl. 2). Ten pozorny paradoks można wytłumaczyć tym, że zmniejszenie się udziału świadczeń było relatywnie mniejsze niż spadek ich regresywności, spowodowany rezygnacją w 2019 r. z kryterium dochodowego przy przyznawaniu świadczenia „500 plus” na pierwsze dziecko.

Wykr. 3. Wpływ relatywnej wielkości świadczeń na ich efekt redystrybucyjny



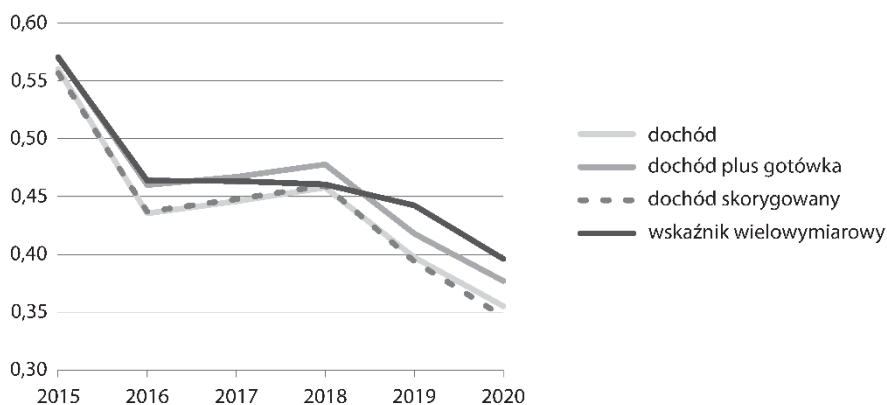
Uwaga. Na osi rzędnych przedstawiono wartości składnika $\frac{w}{1-w}$ z równania (3).

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BBGD.

Na wyk. 4 przedstawiono zmiany wpływu regresywności świadczeń – $|K|$ w równaniu (3) – na ich łączny efekt. Wartości efektu, zgodnie z przewidywaniami, mają dwa punkty zwrotne (wyraźne spadki), wynikające z częściowego (w 2016 r.) i całkowitego (w 2019 r.) odejścia od stosowania kryterium dochodowego w przypadku świadczenia „500 plus”. Dotyczy to zwłaszcza wskaźników monetarnych; spadek sygnalizowany wartościami wskaźnika wielowymiarowego po 2015 r. był łagodniejszy i systematyczny. Może to wynikać, po pierwsze, z braku wzrostu wartości efektu w latach 2016–2018, a po drugie – z bardziej regresywnego charakteru świadczeń, jeżeli za kryterium zamożności przyjąć wskaźnik wielowymiarowy. Przypuszczenie to potwierdzają wartości współczynnika koncentracji (zob. tabl. 2). W odróżnieniu od wyników przedstawionych na wyk. 2 i 3 wartości absolutne efektu opartego na wskaźnikach monetarnych są najwyższe w przypadku dochodu, do którego została dodana gotówka z poprzedniego miesiąca. Wynika to z mniejszego udziału świadczeń

w dochodzie powiększonym o wartość pozostałej gotówki, co z kolei prowadzi do relatywnie wyższego udziału progresywności w efekcie łącznym.

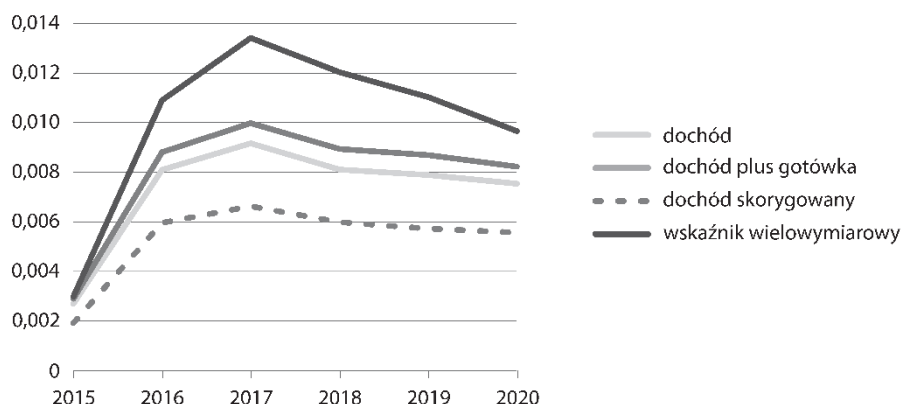
Wykr. 4. Wpływ regresywności świadczeń na ich efekt redystrybucyjny



Uwaga. Na osi rzędnych przedstawiono wartości składnika K z równania (3).

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BBGD.

Trzecim składnikiem dekompozycji jest efekt zmiany rankingu zamożności – D w równaniu (3) – spowodowany otrzymywaniem świadczeń przez wybrane gospodarstwa. Jeżeli ten składnik jest równy 0, to oznacza to, że nie istnieją gospodarstwa, które po otrzymaniu świadczeń wyprzedziły gospodarstwa bardziej zamożne według dochodu bez świadczeń. Możliwość wystąpienia zerowej wartości składnika D (np. wtedy, gdy wszystkie jednostki otrzymują świadczenia o jednakowej wartości) jest czysto teoretyczna i potwierdzają to wyniki zaobserwowane w omawianym badaniu. Trendy wyznaczone za pomocą czterech analizowanych wskaźników zamożności mają podobny przebieg – szybki wzrost w latach 2015–2017 i łagodny spadek w kolejnych latach. Spadek ten można wytłumaczyć zmniejszeniem się relatywnej wartości świadczeń w tym okresie i mniejszą regresywnością (gdyby wszystkie gospodarstwa otrzymywały świadczenia o takim samym udziale w pozostałych dochodach, to efekt zmiany byłby zerowy). Można też stwierdzić, że zmiany efektu rankingu zamożności podążają za zmianami efektu łącznego, co sugeruje, że główną przyczyną zmian wartości efektu łącznego były zmiany relatywnej wielkości świadczeń i stopnia ich regresywności.

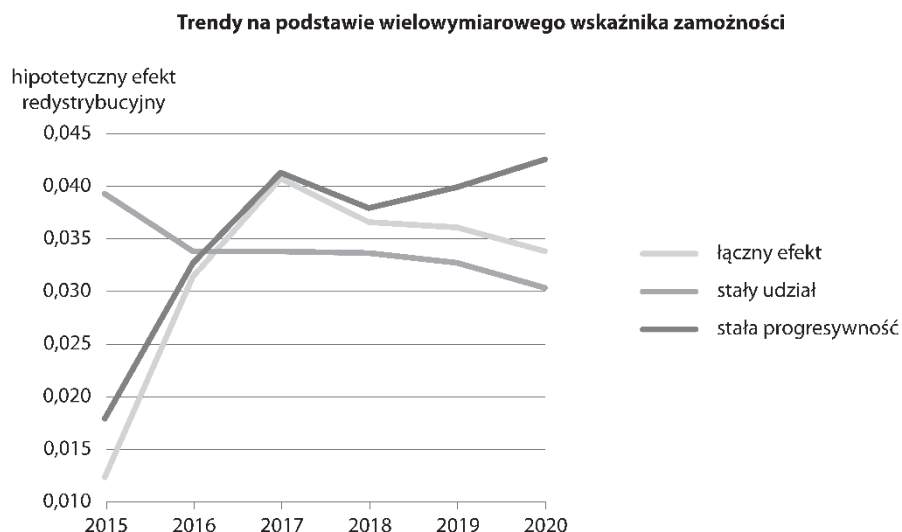
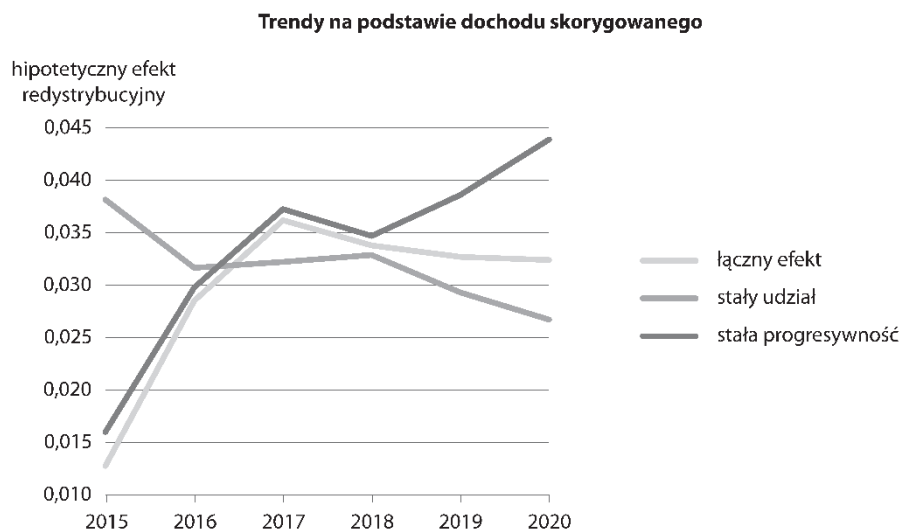
Wykr. 5. Wpływ zmiany rankingu zamożności na efekt redystrybucyjny świadczeń

Uwaga. Na osi rzędnych przedstawiono wartości składnika D z równania (3).

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BBGD.

Na podstawie relatywnego udziału składników tworzących prawą stronę równania (3) w łącznym efekcie redystrybucyjnym świadczeń w poszczególnych latach nie można jednak uzyskać odpowiedzi na pytanie, który z czynników ma większy wpływ na zmiany łącznego efektu obserwowane w analizowanym okresie (zob. wykr. 2). Tę kwestię można rozstrzygnąć, korzystając z koncepcji Héraulta i Jenkinsa (2022). Polega ona na wyznaczeniu dwóch hipotetycznych trendów: w przypadku pierwszego stałą wartość przyjmuje składnik odpowiadający relatywnej wielkości świadczeń, czyli $\frac{w}{1-w}$ w równaniu (3), a w przypadku drugiego – indeks regresywności świadczeń, czyli $|K|$ w równaniu (3). W obu symulacjach zakłada się niezmienny poziom efektu zmiany redystrybucji, czyli D w równaniu (3). Wartości wszystkich składników przyjmowanych za stałe są równe średnim arytmetycznym obejmującym cały okres obserwacji. W omawianym badaniu okazało się, że wszystkie trzy trendy wykorzystujące monetarne wskaźniki zamożności różnią się w nieznacznym stopniu, dlatego poniżej zaprezentowano wyniki tylko dla dochodu skorygowanego i wskaźnika wielowymiarowego (wykr. 6). Pierwszy z nich wskazuje na malejący udział regresywności świadczeń (wyznaczany przy założeniu ich stałej relatywnej wielkości) w zmianach łącznego efektu redystrybucyjnego oraz na rosnący udział relatywnej wielkości świadczeń (przy założeniu ich stałej regresywności). Trendy utworzone na podstawie wielowymiarowego wskaźnika zamożności również wskazują na rosnący udział zmian w relatywnej wielkości świadczeń (z wyłączeniem zmian zachodzących między latami 2017 i 2018), choć jest to wzrost znacznie mniejszy niż zaobserwowany w przypadku zastosowania dochodu. Zmiany obserwowane przy wykorzystaniu dochodu skorygowanego i wskaźnika wielowymiarowego są zbliżone w 2018 r.; w późniejszych latach trend również jest podobny, przy czym wskaźniki uwzględniające dochody charakteryzują się intensywniejszym wzrostem.

Wykr. 6. Wpływ zmian relatywnej wielkości świadczeń i ich regresywności na zmiany ich efektu redystrybucyjnego



Uwaga. Założono stały udział świadczeń w dochodach lub ich stałą progresywność.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BBGD.

4. Podsumowanie

Spadki wartości indeksu nierówności (Giniego) zaobserwowane po wprowadzeniu świadczenia z programu „Rodzina 500 plus” wskazują pośrednio, że jeden z celów tego

programu, czyli poprawa sytuacji ekonomicznej rodzin z dziećmi (rodzin często dotkniętych ubóstwem), został przynajmniej częściowo osiągnięty. Te pozytywne zmiany można było zaobserwować zarówno w przypadku dochodu ekwiwalentnego gospodarstw domowych, jak i wielowymiarowej oceny zamożności. W badaniu omawianym w niniejszym artykule analizie poddano efekt redystrybucyjny świadczenia „500 plus”, zdefiniowany jako różnica między dwoma indeksami Giniego: hipotetycznym i rzeczywistym. Wartości tego pierwszego zostały obliczone z wykorzystaniem dochodu, od którego odjęto wartości świadczeń. Zastosowanie dekompozycji Kakwaniego pozwala rozłożyć efekt łączny na trzy składniki: efekt relatywnej wielkości świadczeń, efekt ich progresywności lub regresywności oraz efekt zmiany rankingu zamożności. Zamożność gospodarstw domowych była w omawianym badaniu oceniana za pomocą trzech wskaźników monetarnych oraz wskaźnika wielowymiarowego, obejmującego dochód, subiektywną ocenę sytuacji materialnej oraz ocenę warunków mieszkaniowych i wyposażenia mieszkania. Wskaźniki monetarne bazowały na miesięcznym dochodzie ekwiwalentnym deklarowanym przez gospodarstwa domowe. Został on zastosowany w trzech postaciach: bezpośredniej, a więc potencjalnie obciążonej błędami pojawiającymi się w deklaracjach gospodarstw domowych i sezonowością, bezpośredniej powiększonej o pozostałość gotówki z poprzedniego miesiąca, co w założeniu miało zredukować wpływ sezonowości na ocenę zamożności gospodarstw, oraz skorygowanej za pomocą metody imputacji danych przy użyciu bardziej wiarygodnych lub stabilnych wyznaczników zamożności. Omawiane badanie pozwoliło zatem ocenić również odporność uzyskanych wyników na wybór wskaźnika zamożności gospodarstw domowych.

Okazało się, że niezależnie od tego, który wskaźnik został wybrany do obliczeń, obserwowano podobne prawidłowości w trendach, powiązane ze zmianami w zasadach przyznawania świadczenia „500 plus”. Przede wszystkim znaczenie relatywnej wielkości tych transferów zwiększyło się w 2016 r. (wprowadzenie świadczenia) i w 2019 r. (rezygnacja z kryterium dochodowego przy przyznawaniu świadczenia na pierwsze dziecko). Jednocześnie spowodowało to spadek znaczenia regresywności świadczeń ze względu na ich częściowo (od kwietnia 2016 r.) i całkowicie (od lipca 2019 r.) powszechny charakter, czyli niepowiązanie z dochodem świadczeniobiorców. Znaczenie efektu relatywnej siły świadczeń było jednak osłabiane przez wzrost dochodów pochodzących z innych źródeł i inflację. W porównaniu z dwoma wyżej wymienionymi składnikami efektu redystrybucyjnego znaczenie efektu zmiany rankingu zamożności było niewielkie. Pomimo różnic w wartościach absolutnych składników dekompozycji przebieg analizowanych trendów był podobny dla każdego z czterech zastosowanych wskaźników zamożności. Jest to wynik nieco odmienny od rezultatów uzyskanych w niektórych innych badaniach, w których również wykorzystano monetarne i wielowymiarowe wskaźniki zamożności (Evans i in., 2024; Szulc, 2007). Także niewielki

wpływ korekty dochodu deklarowanego przez gospodarstwa domowe na otrzymane wyniki odróżnia omawiane badanie od badania Szulca (2022) poświęconego wpływowi wszystkich świadczeń socjalnych na sytuację materialną gospodarstw domowych.

Na składowe efektu redystrybucyjnego w kolejnych latach może wpływać zarówno spadek realnych dochodów gospodarstw, jak i rosnąca inflacja. Należy jednak zauważyć, że zjawiska te oddziałują na efekt (relatywnej) wielkości świadczeń w przeciwnych kierunkach, więc można założyć, że nie powinny doprowadzić w przyszłości do istotnych odmienności w końcowych wynikach, pod warunkiem że nie dojdzie do zasadniczych modyfikacji programu „Rodzina 500 plus”. Zwiększenie w 2024 r. absolutnej wielkości tego świadczenia prawdopodobnie spowoduje zmiany idące w kierunku zaobserwowanym w latach 2016 i 2019, kiedy programem objęto nowych świadczeniobiorców, co przełożyło się na wzrost łącznej wartości świadczeń rodzinnych.

Bibliografia

- Alkire, S. (2018). *Multidimensional Poverty Measures as Relevant Policy Tools* (OPHI Working Paper No. 118). <https://ophi.org.uk/sites/default/files/OPHIWP118.pdf>.
- Cheli, B., Lemmi, A. (1995). A “Totally” Fuzzy and Relative Approach to the Multidimensional Analysis of Poverty. *Economic Notes*, 24(1), 115–133.
- Evans, M., Nogales, R., Robson, M. (2024). Monetary and Multidimensional Poverty: Correlation, Mismatches, and a Combined Approach. *The Journal of Development Studies*, 60(1), 147–170. <https://doi.org/10.1080/00220388.2023.2252140>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2018). *Zeszyt metodologiczny. Badanie budżetów gospodarstw domowych*. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/warunki-zycia/dochody-wydatki-i-warunki-zycia-ludnosci/zeszyt-metodologiczny-badanie-budzetow-gospodarstw-domowych,10,2.html>.
- Hérault, N., Jenkins, S. P. (2022). Redistributive effect and the progressivity of taxes and benefits: evidence for the UK, 1977–2018. *Journal of Income Distribution*, 31(3–4). <https://doi.org/10.25071/1874-6322.40542>.
- Instytut Pracy i Spraw Socjalnych. (2022). *O minimum socjalnym i minimum egzystencji*. <https://www.ipiss.com.pl/pion-badawczy-polityki-spoecznej/o-minimum-socjalnym-i-minimum-egzystencji/>.
- Jenkins, S. (1988). Reranking and the analysis of income redistribution. *Scottish Journal of Political Economy*, 35(1), 65–76. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9485.1988.tb01030.x>.
- Kakwani, N. C. (1984). On the Measurement of Tax Progressivity and Redistributive Effect of Taxes with Applications to Horizontal and Vertical Equity. W: R. L. Bassman, G. F. Rhodes (red.), *Advances in Econometrics* (vol. 3, s. 149–168). JAI Press.
- Kakwani, N. J., Silber, J. (red.). (2008). *The Many Dimensions of Poverty*. Palgrave Macmillan.
- Lambert, P. J. (1985). On the redistributive effect of taxes and benefits. *Scottish Journal of Political Economy*, 32(1), 39–54. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9485.1985.tb00786.x>.

- Panek, T. (2020). Ubóstwo i wykluczenie społeczne. W: T. Panek. (red.), *Statystyka społeczna. Procesy społeczne, źródła danych i metody analizy* (s. 217–254). Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Peichl, A., van Kerm, P. (2007). *PROGRES: Stata module to measure distributive effects of an income tax* Statistical Software Components S456867.
- Sen, A. (1992). *Inequality Reexamined*. Oxford University Press.
- Szulc, A. (2007). The many dimensions of poverty in Poland: Are the results robust?. W: *Proceedings of the 34th CEIES Seminar Perspectives of Improving Economic Welfare Measurement in a Changing Europe, 10–11 September, Helsinki*. <https://catalog.ihsn.org/catalog/2916/download/75690>.
- Szulc, A. (2009). A Matching Estimator of Household Equivalence Scales. *Economic Letters*, 103(2), 81–83. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2009.01.027>.
- Szulc, A. (2014). Empirical versus policy equivalence scales: matching estimation. *Bank i Kredyt*, 45(1), 37–52. https://bankikredyt.nbp.pl/home.aspx?f=/content/2014/01/bik_01_2014_pl.html.
- Szulc, A. (2019). Transfery socjalne w Polsce w kontekście ubóstwa monetarnego i wielowymiarowego. *Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician*, 64(3), 7–26. <https://doi.org/10.5604/01.3001.0013.8519>.
- Szulc, A. (2022). *Reconstruction of the Social Cash Transfers System in Poland and Household Well-being: 2015–2018 Evidence* (SGH KAE Working Papers Series No. 2022/076). https://cor.sgh.waw.pl/bitstream/handle/20.500.12182/1134/WPKAE_2022_076.pdf?sequence=2&isAllowed=y.
- Vollmer, F., Alkire, S. (2022). Consolidating and improving the assets indicator in the global Multidimensional Poverty Index. *World Development*, 158, 1–26. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2022.105997>.